

那賀川上流域の豪雨型山腹崩壊に関する確率論的研究（3）

徳島大学工学部 正員 端野道夫
 バシフィックコンサルタンツ㈱ 正員 ○佐々木章公
 五洋建設 五洋建設 村上純孝

1.はじめに

本研究は、崩壊個数の確率分布が(1)式に示す負の二項分布に従うこと、その再生性が成り立つこと、崩壊個数の期待値が(2)式で与えられることより(3)式に示す負の二項分布のパラメータ k に関する回帰モデルを構築し、崩壊個数、崩壊面積、崩壊発生確率の期待値及び、それらの信頼区間を求めようとするものである。本報では、1)負の二項分布の空間的・時間的な再生性を検討すると共に、2)誘因が発生していない時の尤度を考慮したモデルを提案する。

2.対象流域と関連要因

対象流域として徳島県那賀川小見野ダム流域をとり、250m×250mのメッシュを500個ずつ秩父帶（地質区1）、四万十帶（地質区2）に設けた。対象期間は、昭和46年～50年、昭和51年の2期間とし、それぞれ期間①、②とした。各メッシュ、各期間について、崩壊個数・面積を読み取った。崩壊関連要因¹⁾については、谷次数、伐採、4つの地形特性、土壤水分飽和度、表面流出貯留高を用いた。

3.再生性の検討

『確率変数 X_1, X_2 が互いに独立の条件のもとで、 $P(k_1, p), P(k_2, p)$ に従うとき、和 (X_1+X_2) は $P(k_1+k_2, p)$ に従う。』この特性を負の二項分布の再生性という。崩壊予測モデルでは、この再生性が成り立つ、つまり p が一定であるとして k に関する回帰式を設定している。そこで空間的・時間的な再生性の検討を行った。空間的な再生性については、1～8メッシュの崩壊個数の実測値の和を1つのデータとして、最尤法により p の値を求め、その変化を調べた。図-1の●印は、地質区1、昭和37年～46年の期間での p の値を表している。この図より明らかなように、 p の値は一定ではなく、1データの持つ空間的スケールが大きくなるにつれて減少する傾向にある。これは、崩壊個数を表す確率変数の間に何等かの相関があると考えられる。相関を考慮した二変数負の二項分布により求められる p の値を、図-1の○印で表した。図より、実測値で求めたものに良く適合していることが判る。時間的な再生性については、昭和46年から5.6年間の資料によって求めた p の値を図-2の●印で、また昭和37年から8.13.14年間の資料で求めた p の値を▲印で表し、 p の変化を調べた。この場合も p の値は期間が長くなるにつれて、減少することが判る。また、図中の○、△印で表した二変数負の二項分布により求めた p の値が、実測値により求めたものに良く適合している。これらのことから崩壊個数は互いに独立でなく、空間的にも時間的にも相関があることを確認した。したがつ

$$P(X) = \binom{N+k-1}{k} p^k q^{N-k} \quad (1)$$

$$(x=0, 1, 2, \dots; p+q=1)$$

$$E_{ij}(X) = k_{ij} \frac{q}{p} \quad (2)$$

$$k_{ij} = \sum_{\zeta=1}^S \sum_{\eta=1}^R \delta_{ij}(\zeta, \eta) \xi(\zeta, \eta) \sum_{\rho=1}^B z_{ij\rho} \beta_\rho \quad (3)$$

$$\ln L = \ln \prod_{i=1}^M \left[\frac{\Gamma(N_i+k_i)}{\Gamma(k_i)N_i!} p^{k_i} q^{N_i} \right] \quad (4)$$

$$Q_s = 1 - p^{k_s(t-s)} \quad (5)$$

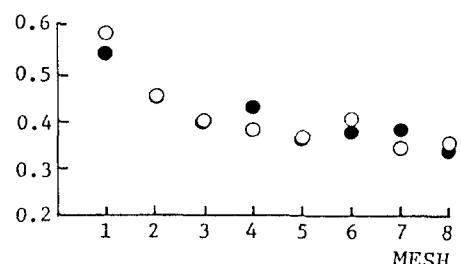


図-1 空間的な再生性の検討

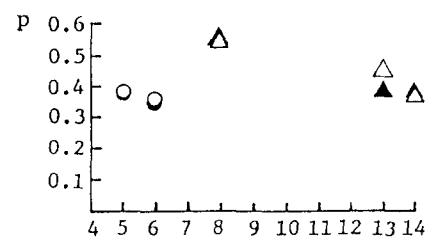


図-2 時間的な再生性の検討

て、将来の10年、20年といった長い期間の予測には、その期間に対応する p を設定する必要がある。しかし、崩壊の期待値とその信頼区間を求める場合には、実測値を使用するので何等問題がないと言える。

4. 最尤法による回帰係数の推定²⁾

メッシュ i における崩壊個数の実測値を N_i とすると、尤度の対数は(4)式のようになる。更に、誘因が作用していない時には、崩壊が起こっていないという事実を回帰係数の推定に反映させるために、この時の尤度を加えた。このようにして得られた尤度の対数を最大にする誘因の累加方法と臨界値及び、 k の回帰係数を地質区分別に求めた。なお、このときの尤度は期間①、②の各資料より求められている。その結果、表層流出貯留高の累加方法は増加部分を累加する方法が最適であった。また地質区1での表面流出貯留高の臨界値 S_c は90mm、土壤水分飽和度の臨界値 Z_c は75%となり、地質区2での S_c は75mm、 Z_c は72.5%となった。このことより、地質区1の S_c 方が地質区2の S_c より大きい値を示すことから、地質区1では地質区2に比べて表面流出量が多くならないと、崩壊が起り難いことが判る。

5. 崩壊個数、面積、発生確率とそれらの信頼区間

最尤法によって得られた回帰係数より k を求め、これを(2)式に代入すれば 1メッシュ当たりの崩壊個数の期待値が得られる。図-3は、地質区2、期間①について、崩壊発生個数の実測値のメッシュ累加個数と期待値の累加個数の関係(折線)を表したものである。この図において縦軸、横軸は、それぞれ期待値の累加量 N 、実測値の累加量 N' を実測値の総和で、無次元化した値を示している。また破線は負の二項分布としての95%信頼区間を表している。この図より総崩壊個数については、実測値 294個に対して、期待値は 285.8個と良く合っていることが判る。また累加過程についても良く合っている。

崩壊個数の期待値と一崩壊当りの崩壊面積の平均より、崩壊面積の期待値を求ることもできる。つぎにメッシュ m 個分の広さを持つ地域での崩壊発生確率 Q_m (1個以上の崩壊が起る確率) の時間変化は(5)式で与えられる。図-4の実線はメッシュ40個に相当する広さの地域での崩壊発生確率を表している。また破線はベータ分布としての95%信頼区間を表している。図より崩壊発生確率は80時間までほとんど零に近く、それ以後、増加し 135時間付近でほとんど 1.0となっている。この図を避難情報や交通規制に用いるため

には、あらかじめ崩壊発生確率の危険確率 Q_r を設定しておいて、信頼限界の上限がこの値になると警報を発令すればよい。このことを図-4に適用すると、 Q_r が 0.8の場合、警報発令の時間は、88時間目となる。

6. おわりに

負の二項分布のパラメータ p は空間的、時間的スケールが大きくなるにつれて減少する。したがって長期間の崩壊個数の予測では、このことを考慮しなければならない。誘因が発生しないときの尤度を考慮すると時間的な崩壊発生確率の変化をうまく表すことができ、避難情報や交通規制に利用することができる。

参考文献 1)端野・武田・田平：第39回土木学会中四国支部研究発表会概要集, 1987

2)端野・佐々木：第34回水工学論文集, 1990

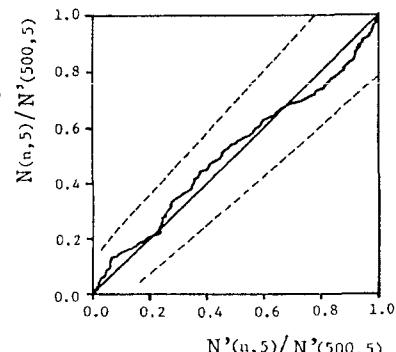


図-3 累加崩壊個数の実測値と期待値

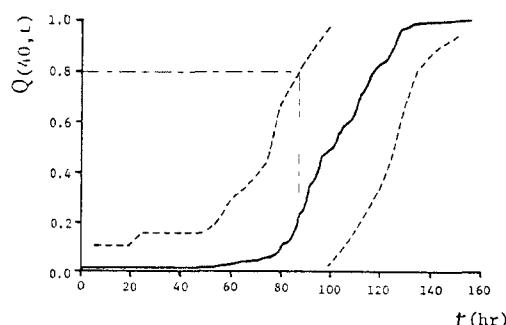


図-4 崩壊発生確率の時間変化